

VU Research Portal

Ratings als validering bij de bepaling van sociometrische status met nominaties in longitudinaal onderzoek

Maassen, G.H.; Goossens, F.A.; Bokhorst, J.

published in

Nederlands Tijdschrift voor Opvoeding, Vorming en Onderwijs
1998

[Link to publication in VU Research Portal](#)

citation for published version (APA)

Maassen, G. H., Goossens, F. A., & Bokhorst, J. (1998). Ratings als validering bij de bepaling van sociometrische status met nominaties in longitudinaal onderzoek. *Nederlands Tijdschrift voor Opvoeding, Vorming en Onderwijs*, 14(6), 323-335. <http://igitur-archive.library.uu.nl/fss/2008-0807-201355/Maassen.pdf>

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

E-mail address:

vuresearchportal.ub@vu.nl

Ratings als validering bij de bepaling van sociometrische status met nominaties in longitudinaal onderzoek

G.H. Maassen, F.A. Goossens, J. Bokhorst

1. Inleiding

In veel onderzoek onder jongeren is bepaling van de sociometrische status binnen hun peer group een belangrijk onderdeel (Voor een uitgebreide inleiding tot het meten van sociometrische status zie Cillessen & Ten Brink, 1991). Men gaat er in het algemeen van uit dat sociometrische status een adequate reflectie is van sociale competentie. Sociometrische statusbepaling is doorgaans vooral gericht op het opsporen van jeugdigen die problemen hebben in de omgang met hun leeftijdgenoten (Asher & Coie, 1990; Cillessen, van IJzendoorn, van Lieshout & Hartup, 1992; DeRosier, Kupersmidt & Patterson, 1994). Verder onderzoek onder zulke jongeren is van belang omdat zij een verhoogd risico hebben om in hun latere leven te ontsporen.

Tot het begin van de jaren tachtig werd sociometrische status eendimensionaal vastgesteld. Voor de dataverzameling werd zowel gebruik gemaakt van nominaties als van ratings. Eerstgenoemde procedure houdt in dat aan elk kind uit een groep (meestal een schoolklas) wordt gevraagd enkele groepsgenoten te noemen met wie men een bepaalde activiteit (bijvoorbeeld spelen) het liefst onderneemt; tevens wordt gevraagd die groepsgenoten te noemen die men het minst graag verkiest voor deze bezigheid. De rating-procedure houdt in dat aan elk kind uit een groep wordt gevraagd op een rating-schaal aan te geven hoe aardig het elk ander kind uit de groep vindt.

Al vroeg werd de wenselijkheid geuit om de eendimensionale statusindeling te verfijnen Bronfenbrenner, 1944; Dunnington, 1957). Vooral werd behoefte gevoeld (Gronlund & Anderson, 1957) naast *verworpen* leerlingen ook leerlingen te kunnen onderscheiden die door hun onopvallendheid weinig contacten met hun groepsgenoten onderhouden (*genegeerde* leerlingen). Peery (1979) gaf de aanzet tot een nominatieprocedure waarmee dit mogelijk was. Aansluitend op zijn voorstellen ontwikkelden Coie en Dodge (Coie, Dodge & Coppotelli, 1982; Coie & Dodge, 1983) en Newcomb en Bukowski (1983) in het begin van de jaren tachtig procedures die gebruik maken van nominaties en die leiden tot een indeling in vijf sociometrische-statusgroepen: *populair* (*popular*),

verworpen (rejected), *genegeerd (neglected)*, *controversieel (controversial)* en *gemiddeld (average)*. Deze indeling wordt tweedimensionaal genoemd; populair, gemiddeld en verworpen corresponderen dan met een indeling langs de eerste dimensie die gewoonlijk *social preference* wordt genoemd, en genegeerd, gemiddeld en controversieel komen overeen met de tweede dimensie, die met *social impact* wordt aangeduid. Beide procedures zijn in zeer veel onderzoeken toegepast en worden beschouwd als de gangbare methoden voor sociometrische statusbepaling. Het ziet er evenwel naar uit dat de methode van Coie en Dodge het pleit aan het winnen is.

Het gebruik van rating-schalen voor de bepaling van sociometrische status is sinds het begin van de jaren tachtig sterk verminderd. Rating-schalen leken de mogelijkheid af te sluiten om te komen tot de statusclassificatie in vijf categorieën, die inmiddels in zwang was geraakt. Bovendien heeft dataverzameling door middel van nominaties het belangrijke voordeel dat respondenten een gemakkelijker opdracht krijgen uit te voeren: het noemen van enkele meest geliefde en enkele minst geliefde medeleerlingen, in plaats van het toekennen van een score aan alle medeleerlingen. Daartegenover staan echter enkele voordelen van rating-scores. Voordat de twee genoemde nominatiemethoden hun intrede deden, was al bekend dat rating-scores een grotere betrouwbaarheid hebben dan nominaties (Asher & Hymel, 1981). Vooral in longitudinaal onderzoek, waartoe onderzoekers de laatste jaren steeds meer overgaan, zijn betrouwbaarheid en stabiliteit van metingen belangrijke punten van overweging.

Recentelijk hebben Maassen et al. betoogd dat, los van psychometrische voordelen, het gebruik van rating-schalen voor de bepaling van sociometrische status conceptueel gezien meer voor de hand ligt dan het gebruik van nominaties (Akkermans, Maassen & van der Linden, 1990; Maassen, van der Linden & Akkermans, 1997). Bij de nominatieprocedure moet elke beoordelaar een voorgeschreven aantal groepsgenoten (meestal drie) als 'minst aardig' en hetzelfde aantal als 'meest aardig' nomineren. Het kan echter bijvoorbeeld voorkomen dat een beoordelaar iedereen in een bepaalde mate aardig vindt. Hij is dan gedwongen sommigen van hen toch een negatieve nominatie toe te kennen. Een ander belangrijk nadeel van de nominatieprocedure is dat slechts beperkte informatie wordt verzameld en verwerkt. De sympathie die iemand koestert voor genomineerde personen, c.q. voor niet-genomineerde personen, zal zeer waarschijnlijk uiteenlopen, maar dit kan niet expliciet worden gemaakt. Met ratingschalen wordt de beoordelaar in staat gesteld een meer verfijnd oordeel te geven over zijn of haar groepsgenoten.

In aansluiting op hun argumentatie hebben Maassen, Akkermans en Van der Linden (1996) een methode ontwikkeld waarmee ook rating-data kunnen worden benut voor een tweedimensionale sociometrische statusindeling in bovengenoemde vijf categorieën. Voor deze methode is een computerprogramma (SSRAT) ontwikkeld¹.

2. Probleemstelling

De doelstelling van het onderzoek is tweeledig: a) de validiteit van de rating-procedure nader te onderzoeken en b) te demonstreren hoe de rating-procedure kan worden gebruikt om statusovergangen zoals die gewoonlijk worden vastgesteld in longitudinaal onderzoek te valideren. Dit is mogelijk omdat we beschikken over nominaties die op twee tijdstippen zijn afgenomen en over ratings die gelijktijdig met de tweede nominatie-procedure zijn verzameld. We zijn uiteraard in de eerste plaats geïnteresseerd in de mate van overeenkomst tussen de nominaties en de ratings, ongeacht tijdstip van afname. In de tweede plaats zullen we laten zien aan de hand van de gemiddelde ontvangen ratings dat de rating-procedure veel minder dan de nominatie-procedure aanleiding geeft tot misclassificaties. Dat zijn classificaties die onwaarschijnlijk zijn in het licht van het gemiddelde oordeel van de klasgenoten. Sociometrische status determinatie vindt vooral plaats vanuit interesse voor de statusgroep 'verworpen', omdat personen die tot deze groep behoren blijken te geven van een falende sociale competentie. We zullen met name nagaan wat de overeenkomst is voor wat betreft deze groep tussen de nominatie-procedure en de rating-procedure voor zover het gaat om statusovergangen van en naar de verworpen groep.

3. Methode

Steekproef. Het onderzoek is gestart in mei 1994. De onderzoeksgroep bestond toen uit 186 leerlingen, nagenoeg alle kinderen van de groepen 1 en 2 van twee protestants-christelijke basisscholen in Badhoevedorp en Hoofddorp. De non-respons was minder dan 5 procent. De leerlingen waren verdeeld over 6 klassen. Aan elke leerling is gevraagd zijn of haar sympathie met betrekking tot zijn of haar klasgenoten aan te geven in de vorm van nominaties. Dit is herhaald in mei 1995 en mei 1996. In 1996 zijn ook rating-schalen aan de leerlingen voorgelegd. Op elk meetmoment waren de klassen anders samengesteld dan op het voorgaande meetmoment: er waren leerlingen bijgekomen en afgevalen en de klassen waren opnieuw ingedeeld.

Voor de vraagstelling van dit artikel hebben we de gegevens van twee meetmomenten nodig. De nominatiegegevens van het eerste moment bleken nogal onbetrouwbaar, hetgeen waarschijnlijk samenhangt met de leeftijd van de leerlingen op dat moment. De jonge kinderen gaven vaak dezelfde namen op voor personen met wie ze heel graag en voor personen met wie ze niet graag zouden willen spelen. Daarom is onze keus gevallen op de data van het tweede (t2) en derde meetmoment (t3). Uiteindelijk zijn voor dit artikel de gegevens van de leerlingen gebruikt, die op alle drie meetmomenten deel uitmaakten van de steekproef en van wie zowel de nominaties op t2 als de nominaties en ratings op t3 bekend zijn. Het gaat hierbij om in totaal 157 leerlingen, onder wie 77 meisjes (49%). Op t3 (mei 1996) varieerde de leeftijd tussen 6 jaar en 7 jaar.

den en 8 jaar en 10 maanden. De gemiddelde leeftijd was 7 jaar en 7 maanden; dit is een gemiddelde over 152 leerlingen, van 5 leerlingen was de leeftijd niet bekend. De klassegrootten zijn (met tussen haakjes het aantal leerlingen waarvan de data in dit artikel zijn gebruikt): 28 (23), 27 (26), 32 (27), 30 (29), 28 (26) en 31 (26).

Instrumenten voor indeling in sociometrische statuscategorieën. Voor een beter begrip van het vervolg geven we eerst een korte beschrijving van de essenties van de nominatie- en de ratings-methode. Tegenwoordig wordt in veruit de meeste onderzoeken de sociometrische status met behulp van de classificatieprocedure van Coie et al. vastgesteld. Daarom hebben we ons in ons onderzoek beperkt tot deze nominatievariant, die we hierna met CDCnom zullen aanduiden.

De steekproef bestaat uit schoolleerlingen; hun peer groups zijn de schoolklassen waartoe zij behoren. In het kader van CDCnom zijn aan elke leerling twee vragen gesteld: (1) "Welke klasgenoten vind je het aardigst?", en (2) "Welke klasgenoten vind je het meest onaardig?". Zoals gebruikelijk in dit type onderzoek moesten de respondenten in beide categorieën drie personen nomineren. *LM* (liked most) is het totaal aantal positieve nominaties dat een persoon ontvangt, en *LL* (liked least) het totaal aantal negatieve nominaties. *LM* en *LL* worden binnen de groep gestandaardiseerd. Vervolgens worden daaruit scores berekend voor sociale preferentie (*SP*) en voor sociale impact (*SI*). *SP* is het verschil tussen de gestandaardiseerde positieve en negatieve nominaties en *SI* is de somscore van dezelfde waarden. Deze worden op hun beurt weer gestandaardiseerd.

Indeling in de sociometrische statusgroepen volgens CDCnom gaat dan als volgt. De groepen 'populair' en 'verworpen' worden vooral op basis van de *sociale preferentie-score* samengesteld, terwijl de groepen 'genegeerd' en 'controversieel' vooral op basis van de *sociale impact score* worden samengesteld. Daarbij geldt dat populair en verworpen tegenover elkaar staan en elkaars spiegelbeeld vormen. Voor populair moet de gestandaardiseerde *SP*-score groter zijn dan 1, terwijl de (gestandaardiseerde) scores voor *LM* groter dan 0 en die voor *LL* kleiner dan 0 moeten zijn. De overeenkomstige condities voor verworpen zijn -1, kleiner dan 0 en groter dan 0. De genegeerde groep moet aan de volgende condities voldoen: een gestandaardiseerde *SI*-score kleiner dan -1 en gestandaardiseerde scores voor *LM* en *LL* kleiner dan 0. De controversiële groep vormt weer het spiegelbeeld: *SP* groter dan 1, en *LM* en *LL* groter dan 0. Tot de groep 'gemiddeld' worden alle proefpersonen gerekend die niet tot een van de vier voorgaande groepen behoren. Dit is - dat moge duidelijk zijn - doorgaans de grootste groep.

In SSrat worden de criteria voor classificatie in statusgroepen toegepast op statistische grootheden die uit een matrix van beoordelaars (rijen) en beoordeelden (kolommen) zijn afgeleid. Om impact scores (*SI*) te berekenen worden de scores met het schaal midden verminderd. (Bijvoorbeeld bij een 7-punts-

schaal wordt elke rating verminderd met 4). Vervolgens worden de absolute waarden genomen. *Sympathie-ratings* worden berekend door uitsluitend de scores ter rechterzijde van de schaal op te tellen, terwijl *Antipathie-ratings* worden berekend door uitsluitend de (absolute waarden van de) scores op de linkerzijde van de schaal op te tellen. Net als bij de CDCnom geldt nu dat de Preference-score (SP) gelijk is aan de som van de Sympathie-ratings minus de som van de Antipathie-ratings en dat de Impact score (SI) gelijk is aan de som van de Sympathie- plus de som van de Antipathie-ratings. Merk de analogie op met de definities van sociale preferentie en sociale impact in de methode van Coie et al.).

Ook in SSrat is de classificatie gebaseerd op de mate van uitzonderlijkheid van de geobserveerde waarden van de SP-score en de SI-score. Bij CDCnom wordt niet echt iedere proefpersoon door iedere groepsgenoot beoordeeld. Voorts wordt uitgegaan van een standaardnormale verdeling, waarop de extremen worden bepaald. Bij SSrat worden voor alle proefpersonen evenveel scores (ratings) verkregen, terwijl wordt uitgegaan van een kansverdeling onder de conditie van aselechte toekenning door beoordelaars, op basis waarvan extremen worden bepaald. Voor beide procedures geldt dat Sympathie- en Antipathie-scores worden berekend alsmede SP- en SI-scores, zij het op een methodespecifieke wijze. Er wordt echter niet gestandaardiseerd, maar de ontvangen ratings worden afgezet tegen theoretische verdelingen. Hierbij wordt uitgegaan van de nulhypothese van conditionele aselechte toekenning door de beoordelaars, een principe dat eerder is toegepast door Ten Brink (1985). Ook voor de Sympathie- en de Antipathie-ratings worden deze kansverdelingen berekend. (Voor een meer gedetailleerde beschrijving van de wijze waarop deze kansverdelingen worden bepaald verwijzen we naar Maassen et al., 1996.)

Om te komen tot een classificatie in sociometrische statusgroepen worden de actuele waarden van deze statistische grootheden getoetst aan criteria. De criteria in SSrat zijn in principe een vertaling van de criteria van Coie et al. in probabiliteitstermen. Ook hier geldt dat populair en verworpen vooral berekend worden op basis van de SP-score, terwijl de genegeerde en de controversiële groepen op basis van de SI-score worden samengesteld. Tot de gemiddelde groep worden de overgebleven proefpersonen gerekend. Om tot de populaire groep te behoren moet aan de volgende criteria voldaan zijn: de SP-score moet significant hoog zijn, de Sympathie-ratings moeten groter zijn dan de verwachte Sympathie-ratings en de Antipathie-ratings moeten onder de verwachte Antipathie-ratings liggen. Precies het omgekeerde geldt voor de verworpen kinderen. Om tot de groep 'genegeerd' te worden gerekend, moeten de SI-scores significant laag zijn, terwijl zowel de Sympathie-scores als de Antipathie-scores onder de verwachte waarden moeten liggen. Voor de controversiële groep geldt weer precies het tegenovergestelde: SI significant hoog en Sympathie- en Antipathie ratings hoger dan verwacht.

De verschillen tussen CDCnom en SSrat kunnen als volgt worden samenge-

vat. Bij CDCnom wordt niet echt iedere proefpersoon door iedere groepsgeenoot. Voorts wordt uitgegaan van een standaardnormale verdeling, waarop de extremen worden bepaald. Bij SSrat worden voor alle proefpersonen in principe evenveel scores (ratings) verkregen, terwijl wordt uitgegaan van een kansverdeling onder de conditie van aselece toekenning door de beoordelaars, op basis waarvan de extremen worden bepaald. Voor beide methoden geldt dat Sympathie- en Antipathie-scores worden berekend, alsmede SP-scores en SI-scores, zij het op een methodespecifieke wijze.

4. Resultaten

We zullen eerst een vergelijking maken tussen de indelingsresultaten, zoals die worden verkregen met nominatieprocedure CDCnom op het tweede en derde meetmoment (CDCnom2 en CDCnom3) en de rating-procedure SSrat op alleen het derde meetmoment. Bij CDCnom heeft de onderzoeker geen opties met betrekking tot de indelingscesuren. (Standaard worden de cesuren op 1 standaardafwijking van het gemiddelde gelegd.) SSrat is (evenals de methode van Newcomb en Bukowski) een probabiliteitsmethode, hetgeen inhoudt dat de classificatie afhankelijk wordt gesteld van een vooraf door de onderzoeker gekozen significantieniveau.

Tabel 1 Indeling in vijf sociometrische statusklassen (in percentages) volgens SSRAT met verschillende significantieniveaus op tijdstip t3 en volgens de methode van Coie et al. op de tijdstippen t2 (CDCnom2) en t3 (CDCnom3). $N = 157$.

	populair	verworpen	controv.	genegeerd	gemiddeld
<i>Method</i>					
SSRAT.050	29	21	0	4	46
SSRAT.025	23	18	0	2	57
SSRAT.010	15	17	0	1	67
SSRAT.005	11	16	0	1	73
SSRAT.004	10	16	0	1	73
SSRAT.003	10	14	0	1	75
SSRAT.002	6	12	0	1	81
SSRAT.001	4	11	0	0	85
CDCnom2	13	12	6	12	57
CDCnom3	13	13	5	9	60

De indelingsresultaten zijn weergegeven in Tabel 1. Boven in de tabel staan de indelingen volgens SSrat bij een groot aantal waarden voor de parameter α (significantieniveau). Dit is gedaan met oog op ons verdere betoog; in de praktijk zal de onderzoeker volstaan met één niveau². Uit de tabel komen zeer duidelijke verschillen tussen de nominatie- en de rating-resultaten naar voren, die overigens sporen met de uitkomsten van eerder onderzoek (Maassen et al., 1997). Door SSrat wordt bij een α van hoogstens .05 geen enkele leerling

als controversieel bestempeld, terwijl bij alle *alpha*'s onder .05 het percentage genegeerden bij SSrat beduidend lager ligt dan bij CDCnom. Naar aanleiding van dit fenomeen willen we enkele opmerkingen maken.

Een jongere wordt volgens CDCnom tot de genegeerde categorie gerekend, indien hij of zij door relatief veel medeleerlingen noch in negatieve zin noch in positieve wordt genomineerd. Het is heel goed mogelijk dat een niet genomineerd persoon toch in enige mate aardig dan wel onaardig wordt gevonden. Met rating-schalen kan een respondent dit wel tot uitdrukking brengen. Met de rating-procedure wordt men tot de genegeerde categorie gerekend indien men door relatief veel medeleerlingen een score gelijk aan of in de buurt van het neutrale schaalpunt krijgt toebedeeld. Dit zal waarschijnlijk minder leerlingen overkomen dan het niet genomineerd worden (zie ook Maassen et al., 1997, Tabel 3). Dat SSrat minder leerlingen als genegeerd aanwijst dan CDCnom is dus niet verwonderlijk. Maar ook als er de facto weinig genegeerde leerlingen zijn, wordt deze categorie in de procedure van Coie et al. door een artefact opgeblazen, namelijk door de cesuur van de score voor sociale impact te leggen op 1 standaarddeviatie van het gemiddelde. Dit artefact speelt ook en in het bijzonder een rol voor de controversiële groep. Deze groep, welke is samengesteld uit leerlingen die door relatief veel medeleerlingen positief en door relatief veel medeleerlingen negatief worden genomineerd, is vanzelfsprekend van nature al klein.

Andere opmerkelijke verschillen betreffen de populaire en de verworpen leerlingen. Bij *alpha* = .05 worden door SSrat veel grotere percentages van de leerlingen als populair of verworpen betiteld dan met CDCnom. Wanneer men *alpha* voldoende laag kiest dalen de percentages tot onder die van CDCnom.

Over de samenstelling van de groepen van populaire en verworpen leerlingen volgens de verschillende indelingen, verschaft Tabel 2 meer inzicht. Hierin is een vergelijking gemaakt voor het derde meetmoment, waarop zowel nominaties als ratings zijn verzameld. Bij deze vergelijking speelt de gemiddelde rating die een leerling van zijn klasgenoten ontvangt (de variabele *arr*, *average received rating*), een centrale rol. Bij elke indeling is het gemiddelde, de standaarddeviatie, de laagste en de hoogste score op deze variabele bepaald. Tevens is een *out-of-range*-criterium toegepast, waarmee het aantal anomalieën van een indeling worden geteld. Onder anomalieën verstaan we: (1) een als populair bestempelde leerling met *arr* kleiner dan het neutrale schaalpunt (in casu 4.0), en (2) een als verworpen bestempelde leerling met *arr* groter dan het neutrale schaalpunt. Met behulp van de variabele *arr* en het *out-of-range*-criterium krijgen we dus een indicatie voor de kwaliteit van de respectieve indelingen.

Tabel 2 Gegevens over *arr* (average received rating) voor populaire en verworpen leerlingen volgens SSRAT met verschillende significantieniveaus en volgens de methode van Coie et al. op het tijdstip t3.

methode	M	SD	min	max	N	perc	out of range ^a
<i>populair</i>							
SSRAT.050	5.25	0.28	4.73	5.81	45	29	0
SSRAT.025	5.29	0.27	4.81	5.81	36	23	0
SSRAT.010	5.38	0.27	4.96	5.81	24	15	0
SSRAT.005	5.40	0.28	5.04	5.81	17	11	0
SSRAT.004	5.42	0.28	5.04	5.81	16	10	0
SSRAT.003	5.42	0.28	5.04	5.81	16	10	0
SSRAT.002	5.52	0.28	5.12	5.81	10	6	0
SSRAT.001	5.58	0.25	5.19	5.81	6	4	0
CDCnom3	5.18	0.30	4.43	5.81	20	13	0
<i>verworpen</i>							
SSRAT.050	3.35	0.47	2.12	4.35	33	21	3
SSRAT.025	3.28	0.45	2.12	4.23	29	18	2
SSRAT.010	3.24	0.42	2.12	4.08	27	17	1
SSRAT.005	3.22	0.42	2.12	4.08	25	16	1
SSRAT.004	3.22	0.43	2.12	4.08	25	16	1
SSRAT.003	3.15	0.39	2.12	3.76	22	14	0
SSRAT.002	3.10	0.40	2.12	3.72	19	12	0
SSRAT.001	3.07	0.38	2.12	3.58	18	11	0
CDCnom3	3.36	0.53	2.12	4.39	21	13	1

^a Voor *populair arr* > 4.0 en voor *verworpen arr* < 4.0

Naar aanleiding van de tabel merken we het volgende op: Bij de indeling volgens SSRat met de hoogst weergegeven waarde voor *alpha* (.05) is het aantal jongeren dat in de groep 'populair' wordt ingedeeld, aanzienlijk groter dan bij de indeling volgens CDCnom. Desondanks zijn de *arr*-karakteristieken gunstiger: hoger gemiddelde en hogere minimum-score. Bij een lagere *alpha* wordt de indeling selectiever: de omvang neemt af en de *arr*-karakteristieken worden nog gunstiger. Bij *alpha* = .007 is de omvang van de populaire groep bij SSRat ongeveer gelijk aan die van CDCnom.

Bij de indeling volgens SSRat met *alpha* = .05 is het aantal jongeren dat in de groep 'verworpen' wordt ingedeeld, aanzienlijk hoger dan bij de indeling volgens CDCnom. De *arr*-karakteristieken van beide indelingen zijn ongeveer gelijk, zij het dat de indeling volgens SSRat meer anomalieën vertoont. Door een lagere *alpha* te kiezen kunnen de karakteristieken van de indeling volgens SSRat worden verbeterd. Bij *alpha* = .003 is de omvang van de verworpen groep bij SSRat ongeveer gelijk aan die van CDCnom. De *arr* heeft dan een lager gemiddelde, lagere maximum-score en vertoont geen anomalieën meer. Omdat in onderzoek de verworpen groep gewoonlijk een centrale rol speelt, zal in dit arti-

kel de indeling volgens SSrat bij $\alpha = .003$ (in het vervolg aangeduid als SSRAT.003) bijzondere aandacht krijgen.

Vervolgens hebben we de indelingen in sociometrische statusgroepen op de beide meetmomenten met elkaar vergeleken. Er is een vergelijking gemaakt tussen CDCnom2 en CDCnom3, tussen CDCnom2 en SSRAT.003 en tussen CDCnom3 en SSRAT.003. De eerstgenoemde twee vergelijkingen zijn weer-gegeven in Tabel 3.

Tabel 3 Indeling in sociometrische statusgroepen (absolute frequenties) op twee meetmomenten en volgens twee manieren van herhaalde meting:
nominaties-nominaties en (tussen haakjes) nominaties-ratings.

	CDCnom2					totaal
	popul.	gemid.	geneg.	contr.	verw.	
CDCnom3 (SSRAT.003)						
populair	4(6)	11(9)	2(1)	3(0)		20(16)
gemiddeld	15(14)	55(73)	12(17)	6(8)	6(6)	94(118)
genegeerd	1(0)	8(1)	4(0)		1(0)	1(1)
controversieel		5(0)		1(0)	2(0)	8(0)
verworpen		10(6)	1(1)	0(2)	10(13)	21(22)
totaal	20	89	19	10	19	157

In onze steekproef vertonen de indelingen volgens CDCnom3 en SSrat (niet weergegeven in Tabel 3) een beduidend grotere overeenkomst dan de indelingen volgens CDCnom3 en CDCnom2. In het eerste geval bestaat bij 103 leerlingen (= 66%) geen verschil in indeling (Cohen's kappa = .36); in het tweede geval is er bij 74 (= 47%) geen verschil (Cohen's kappa = .14). Dit is op zichzelf niet verwonderlijk omdat CDCnom2 op een ander tijdstip is bepaald dan CDCnom3 en SSrat.

Opmerkelijker is de bevinding (af te lezen uit Tabel 3) dat de overgang tussen de twee metingen volgens de nominatiemethode (CDCnom2-CDCnom3) bovendien een geringere stabiliteit vertoont dan die waarbij de tweede meting met ratings is verricht (CDCnom2-SSRAT.003). Tegenover de reeds genoemde 74 (= 47%) leerlingen, die bij CDCnom2-CDCnom3 in dezelfde categorie blijven, staan 92 (= 59%) leerlingen die bij CDCnom2-SSRAT.003 geen statuswijziging laten zien (Cohen's kappa = .24).

Vervolgens richten we onze aandacht op de vraag in hoeverre de meting met ratings kan worden gebruikt voor validering van statusovergangen die met nominaties zijn vastgesteld. In de praktijk is men voornamelijk geïnteresseerd in statusovergangen waarbij verworpen leerlingen zijn betrokken. In Tabel 4 zijn zulke statusovergangen volgens de twee procedures in kwestie (CDCnom2-CDCnom3 en CDCnom2-SSRAT.003) in kaart gebracht, in termen van een verbetering van status (overgang *vanuit* de verworpen groep), verslechtering

van status (overgang *naar* de verworpen groep), ongewijzigde status (stationair in de verworpen groep), etcetera.

Tabel 4 Statusovergangen naar en vanuit de verworpen categorie voor twee manieren van herhaalde meting (nominaties-nominaties en nominaties-ratings).

	nominaties-nominaties				totaal
	naar verw.	vanuit verw.	station. verw.	buiten verw.	
nominaties- SSRAT.003					
naar verw.	6			3	9
vanuit verw.		5	1		6
station. verw.		4	9		13
buiten verw.	5			124	129
totaal	11	9	10	127	157

We zien dat bij 33 overgangen op de een of andere wijze (op een van beide meetmomenten of met een van beide procedures) de kwalificatie *verworpen* aan de orde is. In ruim de helft van de gevallen (bij 20 jongeren) concludeert men met beide procedures tot eenzelfde type statusovergang. Alleen bij de jongeren die volgens CDCnom2-CDCnom3 stationair in de verworpen groep vertoeven, zijn de conclusies volgens CDCnom2-SSRAT.003 bijna gelijklopend. In de overige gevallen is voorzichtigheid geboden. In ongeveer de helft van de gevallen waarin men volgens CDCnom2-CDCnom3 tot een verbetering van status zou concluderen, wordt dit door ratings tegengesproken. Ongeveer hetzelfde geldt voor de gevallen waarin men volgens CDCnom2-CDCnom3 tot een verslechtering van status zou concluderen. Tenslotte zou men met ratings nog in enkele gevallen tot een verslechtering van status besluiten, terwijl deze gevallen bij een herhaalde meting met nominaties niet zouden worden opgespoord.

5. Discussie

Hierboven is al verschillende keren gememoreerd dat nominaties een geringere betrouwbaarheid bezitten dan rating-scores. Dat betekent dat, ceteris paribus, twee classificaties volgens de nominatiemethode een geringere stabiliteit zullen vertonen dan twee indelingen volgens de ratings-methode. Op grond hiervan moet de onderzoeker die aan het begin staat van longitudinaal onderzoek waarin de sociometrische status van personen wordt vastgesteld, worden geadviseerd bij de eerste meting al gebruik te maken van ratings. Sinds het beschikbaar komen van het computerprogramma SSRAT is tweedimensionale indeling in sociometrische statusgroepen op basis van ratings ook mogelijk geworden.

Longitudinaal onderzoek waarin de resultaten van sociometrische classificatie op basis van nominaties en op basis van ratings met elkaar worden vergeleken, is overigens nog niet afgesloten. Het zal nog enige jaren duren voordat we de uitkomsten daarvan kunnen presenteren. We zullen dan niet uitsluitend rapporteren over de mate van overeenstemming tussen twee methoden voor de vaststelling van sociometrische status, maar tevens zoeken naar een validering met behulp van oordelen van relevante anderen uit de omgeving van de kinderen, te weten klasgenoten en leerkrachten op andere maten dan sympathie en antipathie.

In het onderzoek waarover wij hier rapporteren, hebben we te maken met een beginmeting volgens de nominatiemethode en een eindmeting volgens de ratings-methode. Men mag aannemen dat ook deze procedure nog betrouwbaarder is dan twee metingen volgens de nominatiemethode, als het gaat om het vaststellen van statusovergangen. Voor deze veronderstelling vinden we steun in ons onderzoek. De classificaties op basis van een herhaalde meting met de nominatiemethode laten een geringere stabiliteit zien dan de classificaties op basis van een beginmeting met de nominatiemethode en een eindmeting met de ratings-methode. Men kan deze bevinding interpreteren als een nieuwe aanwijzing voor de grotere betrouwbaarheid van rating-scores.

Door de gunstiger psychometrische eigenschappen kunnen ratings bij de laatste meting een rol spelen als validatie-instrument. Wij hopen de lezer een indruk te hebben verschaft hoe dit in zijn werk kan gaan. Daarbij is de nadruk gelegd op statusovergangen, waarbij de categorie 'verworpen' aan de orde is. In een substantieel deel van de gevallen kan men door convergente uitkomsten vertrouwen krijgen in de conclusie, met name bij de jongeren die stationair in de verworpen groep vertoeven.

In een belangrijk deel van de overige gevallen (waarin men zou concluderen dat een jongere in status is achter- dan wel vooruitgegaan) leren onze resultaten dat de onderzoeker terughoudendheid moet betrachten bij zijn conclusies. Hoe de onderzoeker hiermee om moet gaan is enigszins subjectief. Naar onze mening moet men de meeste waarde hechten aan de overgangen die bij de nominaties-ratings-combinatie worden vastgesteld. In elk geval is het niet verstandig te besluiten tot een statusovergang die wel door het traject nominaties-nominaties maar niet door het traject nominaties-ratings wordt geïndiceerd.

Bij onze validatie hebben we SSrat uitgevoerd met een lage α (.003). Men kan zich afvragen in hoeverre de valideringsresultaten afhankelijk zijn van de keuze van α . Bij een hogere waarde voor deze parameter worden meer leerlingen in de verworpen groep ingedeeld. Dat betekent dat CDCnom2-SSrat in principe minder overgangen vanuit de verworpen categorie, meer overgangen naar de verworpen groep en meer leerlingen die in de verworpen groep blijven, te zien zal geven. De valideringsresultaten zijn dus zeker afhankelijk van α . Omdat in de centrale vraagstelling van dit artikel het meten met nominaties de uitgangssituatie is en ratings alleen als validering worden gebruikt, ligt het voor de hand een waarde voor α te kiezen die leidt tot een vergelijkbaar

aantal verworpen leerlingen indien het gaat om overgangen waarbij de kwalificatie 'verworpen' aan de orde is.

Voor de hand ligt de vraag of SSrat ook geschikt is om andere typen van statusovergangen te valideren. In nogal wat jeugdonderzoek speelt de groep van populaireren een rol als referentiegroep. Voor de samenstelling van deze groep kan SSrat inderdaad als validatie-instrument worden gebruikt. Om werkelijk van populaireren te kunnen spreken lijkt het van belang dat deze personen op meerdere meetmomenten in deze categorie worden ingedeeld. Men kan dan denken aan de volgende procedure. Stel vast hoeveel personen zowel volgens CDCnom2 als volgens CDCnom3 tot de populaireren worden gerekend en valideer deze groep met behulp van SSrat, waarbij een waarde voor α wordt gekozen die leidt tot een categorie 'populaireren' van ongeveer dezelfde omvang.

Uit het bovenstaande (zie de sectie 'Resultaten') zal het duidelijk zijn dat SSrat niet geschikt is voor het valideren van overgangen waarbij de categorieën 'verwaarloosd' of 'controversieel' centraal staan.

Noten

1. Dit programma en het bijhorende manual (Maassen en Landsheer, 1996) kan worden opgevraagd bij de eerste auteur van dit artikel.
2. Maassen et al. (1996) adviseren daarvoor .025 te nemen. Op basis van recente studies nuanceren Maassen, Van der Linden, Goossens en Bokhorst (in druk) dit advies. Indien de categorieën 'verwaarloosd' en 'controversieel' belangrijk zijn in een actueel onderzoek moet α niet kleiner dan .05 worden genomen. Wanneer de categorieën 'populair' of 'verworpen' centraal staan in het onderzoek is een α van .01 geschikt. Een combinatie van beide varianten kan worden gebruikt wanneer alle vijf sociometrische statusgroepen van belang zijn.

Literatuur

- Akkermans, W., Maassen, G.H., & Van der Linden, J.L. (1990). De dimensies van sociometrische status (The Dimensions of Sociometric Status). *Mens en Maatschappij*, 65, 289-301.
- Asher, S.R., & Dodge, K. A. (1986). Identifying children who are rejected by their peers. *Developmental Psychology*, 22, 444-449.
- Asher, S.R., & Hymel, S. (1981). Children's social competence in peer relations: Sociometric and behavioral assessment. In: J.D. Wine & M.D. Smye (eds.), *Social competence*, 125-157. New York: Guilford.
- Brink, P.W.M. ten (1985). *De gegeneraliseerde binomiale verdeling als alternatief voor de sociometrische status berekening volgens het probabiliteitsmodel* (The generalized binomial distribution as an alternative for sociometric status determination according to the probability model). Nijmegen, The Netherlands: Unpublished master's thesis, Psychologisch Laboratorium, Nijmegen University.
- Bronfenbrenner, U. (1944). A constant frame of reference for sociometric research. Part II: Experiment and inference. *Sociometry*, 7, 40-75.
- Cillessen, A.H., & Ten Brink, P.W.M. (1991). Vaststelling van relaties met leeftijdgenoten. *Pedagogische Studiën*, 68, 1-14.
- Cillessen, A.H., Van IJzendoorn, H.W., Van Lieshout, C.F., & Hartup, W.W. (1992). Heterogeneity among peer rejected boys: Subtypes and stabilities. *Child Development*, 63, 893-905.

- Coie, J.D., & Dodge, K.A. (1983). Continuities and changes in children's social status: A five year longitudinal study. *Merrill-Palmer Quarterly*, 29, 261-282.
- Coie, J.D., Dodge, K.A., & Coppotelli, H. (1982). Dimensions and types of social status: A cross-age perspective. *Developmental Psychology*, 18, 557-570.
- DeRosier, M.E., Kupersmidt, J.B., & Patterson, C.J. (1994). Children's academic and behavioral adjustment as a function of the chronicity and proximity of peer rejection. *Child Development*, 65, 1799-1813.
- Dunnington, M.J. (1957). Investigation of areas of disagreement in sociometric measurement of preschool children. *Child Development*, 218, 93-102.
- Gronlund, N.E., & Anderson, L. (1957). Personality characteristics of socially accepted, socially neglected and socially rejected junior high school pupils. *Educational Administration and Supervision*, 43, 329-338.
- Maassen, G.H., Akkermans, W., & Van der Linden, J.L. (1996). Two-dimensional Sociometric Status Determination with Rating Scales. *Small Group Research*, 27, 56-78.
- Maassen, G.H., & Landsheer, J.A. (1996). *Manual for SSRAT 2.0; A Program for Two-dimensional Sociometric Status Determination with Rating Scales*. Utrecht, the Netherlands: FSW/ISOR Publications, MS 96-2, Utrecht University.
- Maassen, G.H., Van der Linden, J.L., & Akkermans, W. (1997). Nominations, Ratings and the Dimensions of Sociometric Status. *International Journal of Behavioral Development*, 21, 179-199.
- Maassen, G.H., Van der Linden, J.L., Goossens, F.A. & Bokhorst, J. (in druk). A ratings-based approach to two-dimensional sociometric status determination. To appear in: A.H.N. Cillissen and W.M. Bukowski (Eds.), *New Directions in Child Development*. Jossey-Bass Series.
- Newcomb, A.F., & Bukowski, W.M. (1983). Social impact and social preference as determinants of children's peer group status. *Developmental Psychology*, 19, 856-867.
- Peery, J.C. (1979). Popular, amiable, isolated, rejected: A reconceptualization of sociometric status in preschool children. *Child Development*, 50, 1231-1234.

Correspondentieadres: G. Maassen, Vakgroep Methodenleer en Statistiek, Faculteit der Sociale Wetenschappen, Universiteit Utrecht, Postbus 80140, 3508 TC Utrecht, email: g.maassen@fsw.ruu.nl